

# **Un modèle d'offre de travail des familles à faible revenu au Québec**

## **A Model of Labor Supply of Low-Income Families on Québec**

Bernard Fortin et Bertrand Belzile

Volume 32, numéro 1, 1977

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/028765ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/028765ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

### Résumé de l'article

L'objet de cet article est de présenter de façon synthétique quelques aspects méthodologiques d'une recherche entreprise sur le comportement de travail des parents de familles québécoises à faible revenu

### Éditeur(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

### ISSN

0034-379X (imprimé)

1703-8138 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

### Citer cet article

Fortin, B. & Belzile, B. (1977). Un modèle d'offre de travail des familles à faible revenu au Québec. *Relations industrielles / Industrial Relations*, 32(1), 65-93.  
<https://doi.org/10.7202/028765ar>

Tous droits réservés © Département des relations industrielles de l'Université Laval, 1977

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

<https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

# Un modèle d'offre de travail des familles à faible revenu au Québec

**Bernard Fortin**  
**et**  
**Bertrand Belzile**

*L'objet de cet article est de présenter de façon synthétique quelques aspects méthodologiques d'une recherche entreprise sur le comportement de travail des parents de familles québécoises à faible revenu*

La présente étude a pour but d'exposer aux chercheurs de façon synthétique les aspects méthodologiques (échantillonnage et modélisation) d'une vaste recherche entreprise par les auteurs et Viateur Larouche<sup>1</sup> sur le comportement de travail des parents de familles québécoises à faible revenu. Cette recherche sera publiée en 1977 par le ministère du Travail du Québec et a donné lieu à la rédaction d'un premier rapport interne<sup>2</sup>.

Le présent exposé ne rend compte que de la partie économique de la recherche et non de la partie psychologique. De plus à cause du caractère préliminaire de nos résultats économétriques, nous n'aborderons ici que les aspects théoriques du modèle économique en plus de présenter les caractéristiques de notre échantillon.

À partir du milieu des années 1960, notre société a de plus en plus pris conscience des misères engendrées par la pauvreté et partout les efforts se sont multipliés pour améliorer les régimes publics de sécurité du revenu, la pauvreté étant mesurée surtout en termes de revenu relatif. La présente recherche doit être considérée comme l'un de ces efforts. La dimension coût par exemple ne peut pas être négligée dans les discussions portant sur les améliorations possibles de tels

FORTIN, B., professeur assistant, Département d'économique, Université Laval.

BELZILE, B., professeur agrégé, Département des relations industrielles, Université Laval.

---

<sup>1</sup> Professeur agrégé, département des relations industrielles, Université de Montréal.

<sup>2</sup> *Offre de travail et motivation à travailler: L'expérience des parents de familles québécoises à faible revenu face aux régimes publics de sécurité du revenu*, Vol I et Vol II, Département des relations industrielles, Université Laval, mai 1976.

régimes. Or, le coût des régimes est susceptible de s'accroître dans la mesure où les améliorations désincitent les gens à travailler, sans parler d'autres effets possibles.

Avant d'entreprendre l'examen des principales caractéristiques de l'échantillon et d'exposer les grandes lignes du modèle économique utilisé, il importe de définir la population visée pour les fins de l'enquête sur le terrain. Dans l'administration des régimes d'aide sociale et dans les discussions plus larges sur la pauvreté, on distingue généralement les personnes vivant seules de celles vivant dans des familles. Pour notre part, nous nous intéressons uniquement aux familles et, à l'intérieur de celles-ci, aux parents seulement. Enfin, nous définissons comme familles à faible revenu celles dont le revenu total, au moment de l'enquête sur le terrain, est inférieur à 150% du montant maximum des prestations d'aide sociale et des allocations familiales, en supposant que les mêmes familles ne reçoivent aucun revenu déductible dans le calcul des prestations.

#### PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON.

Avant d'aborder les caractéristiques elles-mêmes, il convient probablement de dire un mot de la méthodologie suivie.

#### **Méthodologie**

Compte tenu de la définition de la population couverte par l'enquête sur le terrain et de la contrainte budgétaire, nous avons fixé à 500 le nombre de familles devant faire partie de l'échantillon. De plus, tout le territoire québécois a été retenu, à part quelques régions plus particulièrement éloignées. Pour atteindre 500 familles, nous avons (correctement) estimé qu'il nous en fallait un échantillon original de 2,500. Celles-ci ont été choisies dans les listes électorales de juin 1974 correspondant le plus possible aux secteurs de dénombrement choisis au hasard dans l'univers de 2536 secteurs dits à faible revenu, c'est-à-dire ceux dont le revenu familial moyen était égal ou inférieur à \$7,100. par année. Ce revenu équivalait à notre seuil d'éligibilité en dollars de 1971, pour une famille de 2 adultes et de 5 enfants. Enfin, nous avons stratifié notre échantillon en fonction de la seule donnée pertinente dont nous disposions alors sur les familles à faible revenu, soit leur distribution géographique. Nous croyons notre échantillon représentatif des familles québécoises à faible revenu.

La cueillette des données s'est faite au moyen d'un questionnaire de 58 pages administré auprès des familles échantillonnées. Du 26 octobre 1974 au 26 janvier 1975, 19 interviewers ont visité plus de 500 familles à travers le Québec. Ainsi, 200 entrevues ont été complétées en milieu métropolitain, un peu plus de 100 en milieu urbain et un peu moins de 200 en milieu rural, pour un total de 510 familles dont les données ont été jugées utilisables. Nous jugeons nos données raisonnablement fiables, malgré entre autres choses le refus de répondre de plusieurs familles et les erreurs ou les absences d'informations sur certaines questions.

### **Caractéristiques biographiques**

#### LES HOMMES ET LES FEMMES

*Âge.* Les hommes de notre échantillon ont en moyenne 42.6 ans, tandis que les femmes sont âgées en moyenne de 39.9 ans.

*Scolarité.* En général, les parents de nos familles ne sont pas très scolarisés, leur scolarité moyenne étant de 7.8 ans et plus de 50% n'ayant complété que leur 6<sup>e</sup> année ou moins. Les femmes ont une scolarité moyenne égale à celle des hommes.

*État de santé.* De façon générale, l'état de santé de notre échantillon semble assez bon, les femmes étant légèrement en meilleure santé que les hommes. Cependant, il est intéressant de noter que l'état de santé des hommes bénéficiaires d'aide sociale est de beaucoup inférieur à celui de l'ensemble des hommes interrogés.

*Occupation et secteur industriel.* Compte tenu du fait que seulement 29 femmes avaient un emploi au début de l'année (de l'enquête), nous limitons le présent examen aux hommes de notre échantillon. Comme on peut le constater au tableau 1, plus de 75% des hommes interrogés se classent dans les catégories occupationnelles les plus basses, soit travailleurs semi-spécialisés et non-spécialisés. Le tableau 2 fait voir que des hommes se retrouvent dans tous les secteurs industriels, même si 3 secteurs comprennent 65% d'entre eux, soit le secteur manufacturier, celui du commerce et des finances et enfin celui des services sociaux-culturels, commerciaux et personnels.

#### CARACTÉRISTIQUES FAMILIALES

*Type de familles et taille des familles.* Sur les 510 familles échantillonnées, 462 sont biparentales et 48 monoparentales. Les mêmes familles comprennent en moyenne 4.8 personnes et 51% d'entre elles 4 personnes ou moins.

*Nombre et âge des enfants.* Le nombre moyen d'enfants vivant encore dans leur famille s'élève à 2.6. La moitié des familles ont deux enfants ou moins, alors que 16% n'ont aucun enfant sous leur toit. Comme il fallait s'y attendre dans les familles où la femme a travaillé pendant les 52 semaines de la période de référence, le nombre moyen d'enfants descend à 1.7.

*Lieu de résidence.* Près de 42% de nos familles proviennent de milieu métropolitain, près de 20% de milieu urbain et plus de 38% de milieu rural.

### Caractéristiques face au marché du travail

#### OFFRE DE TRAVAIL AU COURS DES 12 MOIS DE L'ENQUÊTE

*Participation à la population active.* La grande majorité des hommes de notre échantillon ont travaillé au cours de la période de référence. Comme le démontre le tableau 3, environ 15% de nos répondants ont été complètement inactifs. La situation est totalement inversée chez les femmes: 84% des femmes interrogées étaient inactives (sur le marché du travail). Il est intéressant de signaler que 80% des femmes qui ont travaillé pendant les 52 semaines n'ont pas d'enfant ou, si elles en ont, ceux-ci sont tous âgés de 14 ans et plus.

*Heures et semaines travaillées.* Les hommes ont travaillé en moyenne 1656 heures au cours de l'année de référence, ou en moyenne pendant 35 semaines. Il convient d'ajouter cependant que 43.5% des hommes interrogés ont connu au moins une expérience de chômage pendant la même année. Par ailleurs, ceux qui ont travaillé toute l'année ont fait 2425 heures en moyenne, comparativement à 1846 pour les femmes.

**TABEAU 1**

#### Distribution des hommes détenant un emploi au début de l'année en fonction de leur occupation

<i>Occupation</i>	<i>N</i>	<i>%</i>
Collets blancs <sup>1</sup>	22	( 7.1)
Travailleurs spécialisés <sup>2</sup>	54	( 17.4)
Travailleurs semi-spécialisés <sup>3</sup>	103	( 33.2)
Travailleurs non-spécialisés <sup>4</sup>	131	( 42.3)
TOTAL	310	(100.0)

<sup>1</sup> Collets blancs: professionnels, administrateurs, gérants, semi-professionnels (cf. musiciens, journalistes, pilotes d'avion, etc.), employés de bureau (cf. commis, classeurs, vendeurs, lithographes, etc.).

<sup>2</sup> Travailleurs spécialisés: travailleurs avec cartes de compétence et contre-maîtres (cf. briqueteurs, bouchers, barbiers, chauffeurs de locomotive, électriciens, menuisiers, mécaniciens, plombiers, teinturiers, etc.).

<sup>3</sup> Travailleurs semi-spécialisés: (cf. bûcherons, conducteurs de camions, de taxis, démolisseurs, facteurs, jardiniers, rembourseurs, etc.).

<sup>4</sup> Travailleurs non-spécialisés: manœuvres (cf. concierges, employés de buanderie, garçons de table, journaliers, laveurs de vaisselle, vidangeurs, etc.).

TABLEAU 2

**Distribution des hommes détenant un emploi au début  
de l'année en fonction du secteur industriel**

<i>Secteur industriel</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>
Secteur primaire	33	( 10.6)
Industries manufacturières	92	( 29.7)
Bâtiments et travaux publics	30	( 9.7)
Transports, communications et autres services publics	25	( 8.1)
Commerce et finances	47	( 15.2)
Services socio-culturels, commerciaux et personnels	62	( 20.0)
Administration publique et défense	21	( 6.8)
TOTAL	310	(100.0)

<sup>1</sup> Statistique Canada, *Classification des activités économiques*, 1970.

TABLEAU 3

**Distribution des familles à faible revenu en fonction de  
la participation à la main-d'œuvre des parents**

	Hommes		Femmes	
	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>
Ont travaillé 52 semaines	186	( 39.7)	10	( 2.0)
Ont travaillé et chômé	204	( 43.5)	67	( 13.3)
Ont été inactifs(ves)	70	( 15.0)	424	( 84.1)
Pas de réponse	8	( 1.7)	3	( 0.6)
TOTAL	468	(100.0)	504	(100.0)

*Les employés toute l'année, les chômeurs et les inactifs.* Le tableau 4 est assez révélateur quant à l'incidence du lieu de résidence sur le chômage: plus on provient d'une région à caractère métropolitain, plus on a des chances de se trouver un emploi à l'année; naturellement, l'inverse est vrai pour le caractère rural du lieu de résidence. Quant au tableau suivant, il fait voir l'incidence de l'occupation sur le degré d'activité sur le marché du travail. On y observe que la pro-

portion d'hommes ayant travaillé 52 semaines est plus élevée chez les travailleurs non-spécialisés que chez les spécialisés ou semi-spécialisés. Dans la même veine, le tableau 6 éclaire la relation entre le secteur industriel et le statut de travail. On note, par exemple, la forte incidence du chômage dans le secteur primaire et surtout dans celui de la construction. Mentionnons enfin ici que les hommes inactifs l'ont été majoritairement toute l'année et qu'ils étaient en grande partie bénéficiaires d'aide sociale.

*Changement de statut de travail.* Pour le moment, nous connaissons assez mal le marché des travailleurs à faible revenu. Nous pouvons quand même affirmer que 51% des hommes interrogés ont gardé le même statut de travail au cours de l'année et que, parmi ce groupe, plus de 75% étaient employés (ou occupés) au début de la période de référence. Par contre, 47% de nos répondants affirment avoir eu 2 statuts, plus du tiers en avoir eu 3 et 11% en avoir eu 4 pendant les 52 semaines que couvrait l'enquête.

*Taux de salaire actuels et anticipés et coût du travail.* Pour l'ensemble des hommes interrogés, le salaire horaire brut moyen s'élève à \$2.71, comparativement au salaire minimum (légal) de \$2.30 pendant la même période. Le tableau 7 donne plus de détails à ce sujet et tient même compte du statut de travail. Il est quelque peu surprenant d'apprendre que les hommes anticipent un taux de salaire moyen de \$4.75 dans les 5 prochaines années et surtout que les chômeurs en anticipent un de plus de \$5.00 l'heure. Même les assistés sociaux et les inactifs anticipent un taux de \$4.60 l'heure.

TABLEAU 4

**Distribution des hommes membres de familles à faible revenu en fonction de leur statut de travail et de leur lieu de résidence**

<i>Régions économiques</i> <sup>1</sup>	<i>Ont travaillé 52 semaines</i>		<i>Ont chômé</i>		<i>Ont été inactifs</i>		<i>Pas de réponse</i>		<i>Total</i>	
	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>
Région no 1	9	(18.8)	26	(54.2)	13	(27.1)	0		48	(100.0)
Région no 2	58	(42.0)	64	(46.4)	16	(11.6)	0		138	(100.0)
Région no 3	91	(46.2)	69	(35.0)	35	(17.8)	2	( 1.0)	197	(100.0)
Région no 4	19	(30.6)	38	(61.3)	5	( 8.1)	0		62	(100.0)
Région no 5	5	(38.5)	7	(53.8)	1	( 7.7)	0		13	(100.0)
Pas de réponse	4	(40.0)	0		0		6	(60.0)	10	(100.0)
TOTAL	186	(39.7)	204	(43.5)	70	(15.0)	8	( 1.7)	468	(100.0)

<sup>1</sup> Région no 1: Gaspésie, Saguenay, Lac-St-Jean.

Région no 2: Québec, Chaudière, Mauricie.

Région no 3: Montréal, Laurentides.

Région no 4: Bois-Francs, Cantons-de-l'Est.

Région no 5: Abitibi, Outaouais.

**TABEAU 5**  
**Distribution des hommes membres de familles à faible revenu**  
**en fonction de leur statut de travail et de leur occupation**  
**au début de la période de référence**

<i>Occupation</i> <sup>1</sup>	<i>Ont travaillé</i> <i>52 semaines</i>		<i>Ont travaillé</i> <i>et chôme</i>		<i>Total</i>	
	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>
Collets blancs	15	( 68.2)	7	(31.8)	22	(100.0)
Spécialisés	33	( 61.1)	21	(38.9)	54	(100.0)
Semi-spécialisés	52	( 50.5)	51	(49.5)	103	(100.0)
Non-spécialisés	85	( 64.9)	46	(35.1)	131	(100.0)
Pas de réponse	1	(100.0)	0		1	(100.0)
TOTAL	186	( 59.8)	125	(40.2)	311	(100.0)

<sup>1</sup> Voir tableau 1, pour une description détaillée de la classification occupationnelle utilisée.

**TABEAU 6**  
**Distribution des hommes membres de familles à faible revenu**  
**en fonction de leur statut de travail et du secteur**  
**industriel où ils travaillaient au début de l'année de référence**

<i>Secteur industriel</i>	<i>Ont travaillé</i> <i>52 semaines</i>		<i>Ont travaillé</i> <i>et chôme</i>		<i>Total</i>	
	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>
Secteur primaire	14	( 43.8)	18	(56.2)	32	(100.0)
Industries manufacturières	57	( 62.0)	35	(38.0)	92	(100.0)
Construction	10	( 33.3)	20	(66.6)	30	(100.0)
Transport et communications	17	( 68.0)	8	(32.0)	25	(100.0)
Commerce et finances	28	( 59.6)	19	(40.4)	47	(100.0)
Services socio-culturels, commerciaux et personnels	43	( 69.4)	19	(30.6)	62	(100.0)
Administration publique	15	( 71.4)	6	(28.6)	21	(100.0)
Pas de réponse	2	(100.0)	0		2	(100.0)
TOTAL	186	(59.8)	125	(40.2)	311	(100.0)

**TABEAU 7**  
**Distribution des hommes membres de familles à faible revenu**  
**en fonction de leur statut de travail et de leur taux**  
**horaire brut moyen au cours de l'année**

<i>Salaire horaire</i> <i>brut moyen</i>	<i>Ont travaillé</i> <i>toute l'année</i>		<i>Ont travaillé</i> <i>et chôme</i>		<i>Pas de</i> <i>réponse</i>		<i>Total</i>	
	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>
\$2.40 et moins	31	( 16.7)	29	( 14.2)	3	( 50.0)	63	( 15.9)
\$2.50 — \$2.90	50	( 26.9)	35	( 17.2)	0		85	( 21.5)
\$3.00 — \$3.40	40	( 21.5)	36	( 17.6)	2	( 33.3)	78	( 19.7)
\$3.50 — \$3.90	38	( 20.4)	35	( 17.2)	0		73	( 18.4)
\$4.00 et plus	18	( 9.7)	57	(27.9)	1	( 16.6)	76	( 19.2)
Pas de réponse	9	( 4.8)	12	( 5.9)	0		21	( 5.3)
TOTAL	186	(100.0)	204	(100.0)	6	(100.0)	396	(100.0)



Indiquons enfin que les hommes ont estimé qu'il leur en coûterait en moyenne \$2,414. par an pour travailler sur le marché, soit un déboursé hebdomadaire de \$46., comparativement à \$1,738. et \$30. pour les femmes, respectivement. Il est à tout le moins surprenant de constater que l'estimation des hommes soit plus élevée que celle des femmes.

L'offre de travail depuis 5 ans

Même si les heures normales de travail n'ont guère changé depuis cinq ans au Québec, nos répondants n'ont travaillé en moyenne que 1650 heures, au cours des 12 mois de l'enquête, comparativement à 2,607 il y a 5 ans. De plus, une telle diminution ne s'est produite que chez les hommes, dans notre échantillon. On peut enfin observer une assez grande stabilité de nos interviewés quant à leur statut de travail au cours des années précédant l'enquête. Par exemple, ceux qui ont été inactifs pendant l'année de l'enquête l'avaient également été dans une bonne proportion pendant les années précédentes.

#### PERSPECTIVES D'EMPLOI

Une question demandait à chaque répondant d'estimer la probabilité (en pourcentage) qu'une personne comme lui, i.e. avec les mêmes caractéristiques, puisse se trouver un emploi. Même si nous sommes conscients de la possibilité que l'information ainsi obtenue soit peu fiable, nous la donnons ici à titre indicatif. Par exemple, 60% des hommes interrogés évaluent à 40% ou moins les probabilités pour des gens comme eux de se trouver un emploi. Le même pessimisme se retrouve également chez les femmes de notre échantillon. Une analyse particulière faite pour les hommes nous permet de constater que le degré de pessimisme diminue au fur et à mesure qu'on travaille longtemps au cours de l'année de référence.

#### Caractéristiques de revenu

##### REVENU TOTAL

Pour l'ensemble des familles interrogées, le revenu total moyen s'élève à \$7,275. Ce revenu est composé des éléments suivants: salaires, prestations des régimes publics et revenu de l'actif net. La variation dans le revenu total moyen est relativement faible, à l'exception surtout des familles dont le chef a été inactif au cours de la période de référence, le revenu de celles-ci n'atteignant que \$4,870.

## SALAIRES

Pour l'ensemble de l'année de l'enquête, les hommes ont gagné en moyenne un montant brut de \$4,401., ce qui représente un peu plus de 60% du revenu total.

## PRESTATIONS DES RÉGIMES PUBLICS.

*Assurance-chômage.* Environ 30% des familles interrogées ont un membre prestataire d'assurance-chômage. Le tableau 8 fait état de la distribution des prestataires en fonction du montant des prestations reçues.

TABLEAU 8

**Distribution des hommes membres de familles à faible revenu et prestataires d'assurance-chômage en fonction du montant brut d'assurance-chômage reçu au cours de l'année**

<i>Assurance-chômage (montant annuel brut)</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>
\$ 999. et moins	51	(35.9)
\$1000.-\$1999.	39	(27.5)
\$2000.-\$2999.	28	(19.7)
\$3000. et plus	24	(16.9)
TOTAL	142	(100.0)

*Aide sociale.* Près du quart des familles interrogées soit 121, ont touché des prestations d'aide sociale au cours de l'année de référence. Ces familles ont reçu en moyenne \$2,570. Près des trois-quarts des familles monoparentales dont le chef est une femme ont reçu de l'aide sociale au cours de la même année. Le tableau 9 fait voir la distribution des familles de l'échantillon en fonction du montant de l'aide sociale reçu.

Deux points additionnels semblent opportuns ici. D'abord, plus de la moitié des familles ayant reçu de l'aide sociale pendant l'année de l'enquête en recevaient depuis relativement longtemps. Ensuite, pour les familles assistées, l'aide sociale semble être la principale source de revenu. Hormis ce régime et celui des allocations familiales qui est universel, les familles assistées ne semblent avoir aucune autre source de revenu.

*Autres régimes publics.* Les familles échantillonnées en reçoivent en moyenne \$775. pendant l'année de référence et la plus grande partie de cette somme provient du régime d'allocations familiales. On constate

que ces autres régimes procurent à peine 10% du revenu total pour l'ensemble de nos familles.

**TABLEAU 9**

**Distribution des familles à faible revenu en fonction du montant d'aide sociale reçu au cours de l'année**

<i>Aide sociale reçue</i>	<i>N</i>	<i>(%)</i>
N'ont pas reçu d'aide sociale	389	(76.3)
\$1999. et moins	33	(6.5)
\$2000.-\$2999.	36	(7.1)
\$3000. et plus	52	(10.2)
TOTAL	510	(100.0)

REVENU D'ACTIFS (ET DETTES)

Ce type de revenu est généré principalement par la propriété d'une maison et de son mobilier. En effet, 29% des familles de l'échantillon ne possèdent aucun véhicule et la moyenne des véhicules possédées est légèrement inférieure à \$1,300. De plus, seulement 60% des familles ont de l'argent en banque: en moyenne, celles-ci possèdent aux alentours de \$850. Enfin, seulement 3% des mêmes familles possèdent des placements, la valeur moyenne de ceux-ci s'élevant à \$2,800. On peut donc se faire une assez bonne idée du revenu d'actifs en référant aux chiffres qui précèdent et en ayant à l'esprit que près de 51% des familles sont propriétaires de leur maison et que 54% de celles-ci possèdent une maison dont la valeur au moment de l'enquête est inférieure à \$10,000.

Cette section serait incomplète sans dire un mot des dettes des familles interrogées. En effet, 70% de celles-ci ont des dettes dont le niveau moyen dépasse \$2,200 au moment de l'enquête. Les assistés sociaux ont moins de dettes, soit en moyenne \$1,150. Par contre, les familles dont la femme a travaillé toute l'année ont des dettes largement supérieures, soit en moyenne \$4,500.

LE MODÈLE

Le modèle d'offre de travail élaboré dans notre étude possède les caractéristiques suivantes: 1) il est intertemporel, 2) il est intrafamilial; il tient compte de façon explicite 3) du travail à la maison de chaque conjoint 4) des avantages non-pécuniaires liés au travail sur le marché 5) des régimes publics tels que le régime d'impôt (provincial et fédéral) sur le revenu, le régime d'aide sociale et le régime d'assurance-chômage.

### L'offre de travail dans un contexte intertemporel

Le modèle néoclassique traditionnel de l'offre de travail individuel est bien connu : on suppose que l'individu affecte son temps entre le loisir et le travail de façon à maximiser sa fonction de préférence sujet à deux contraintes : la contrainte de budget et la contrainte de temps. Ce modèle simple suppose que l'horizon de décision du consommateur est d'une période seulement. Ceci est inadéquat pour deux raisons. Les variations de taux de salaire et de revenus hors travail que l'individu anticipe au cours de son cycle de vie peuvent modifier l'affectation temporelle de son offre de travail. Par exemple, si l'individu anticipe une hausse de revenu dans le futur (par exemple, un héritage) il peut être incité à travailler moins présentement. De plus, les variations conjoncturelles dans les occasions d'emploi qui forcent l'individu à accepter à un moment donné un taux de salaire « transitoire » différent du taux de salaire « permanent » ou « normal » qu'il anticipe recevoir dans le futur, peuvent aussi affecter son offre présente de travail. Lucas et Rapping<sup>3</sup>, par exemple, ont montré qu'en récession économique, alors qu'un nombre élevé de travailleurs reçoivent un taux de salaire transitoirement moins élevé que leur taux de salaire normal, l'offre de travail agrégée diminue beaucoup plus que si la baisse de salaire était perçue comme étant permanente.

Dans une étude de l'impact des régimes publics comme celle entreprise ici, il est important de distinguer l'effet de variations transitoires de revenus et de taux de salaire de celui de variations permanentes. En effet si, pendant l'année étudiée, un nombre important de travailleurs de notre échantillon recevaient un taux de salaire inférieur à leur taux de salaire normal, une régression de l'offre de travail de ceux-ci sur une seule variable de taux de salaire, i.e. le taux de salaire reçu pendant l'année, aurait tendance à surestimer l'impact de cette variable sur l'offre de travail<sup>4</sup>. On surestimerait ainsi les effets désincitatifs des programmes publics permanents sur le travail des individus.

Nous allons développer un modèle de choix intertemporel généralisant le modèle traditionnel d'une période et permettant la distinction entre l'influence des variables courantes et celle des variables qui reflètent les anticipations de l'individu. Suivant en cela Lucas et

---

<sup>3</sup> Robert Lucas et Léonard Rapping, « Real Wages, Employment and Inflation », *Journal of Political Economy*, vol. 77, no 5 (septembre 1969).

<sup>4</sup> Ceci est rigoureusement vrai si le loisir présent et le loisir futur sont substitués ou indépendants. Dans le cas où ils sont complémentaires, ceci demeure vrai si l'effet de substitution croisée est plus faible (en valeur absolue) que l'effet de revenu.

Rapping<sup>5</sup>, Fleisher, Parsons et Porter<sup>6</sup> ainsi que Metcalf<sup>7</sup>, nous proposons un modèle de deux périodes (présente et future). On suppose que l'individu maximise une fonction de préférence « bien élevée » : (1)  $U = U(L_1, L_2, X_1, X_2)$  représentant le niveau maximum de bien-être que l'individu peut obtenir à partir d'un flux  $L_i$  de loisir et  $X_i$  de biens consommés (l'indice 1 se rapporte à la période présente et l'indice 2 à la période future). La contrainte budgétaire établit que la valeur présente des revenus doit être égale à la valeur présente des dépenses :

$$(2) \quad A_0 + Y_1 + DY_2 + S_1(T - L_1) + Ds_2(T - L_2) = P_1X_1 + P_2DX_2$$

$A_0$  représente la valeur des actifs au début de la période présente.  $D$  mesure la valeur présente d'un dollar futur.  $Y_i$  (resp.  $P_i$ ) représente les revenus (resp. le niveau de prix) autres que le salaire à la période  $i$  et  $T$  représente la quantité fixe de temps à la disposition du consommateur à chaque période.

Si la période présente est d'une année et qu'il reste à l'individu  $N$  années à vivre, alors la période future peut être perçue comme  $(N - 1)$  périodes d'une année.  $D$  peut donc être calculé par la formule suivante :

$$(3) \quad D = \sum_{i=2}^N (1+r)^{1-i} = \frac{1 - (1+r)^{1-N}}{r} \text{ où } r \text{ est le taux d'intérêt annuel auquel l'individu peut prêter ou emprunter}^8.$$

De la maximisation de (1) sujette à la contrainte (2), on déduit la fonction d'offre de travail durant la période présente (en admettant que les hypothèses habituelles sont satisfaites) :

$$(4) \quad R_1 = R_1(s_1, Ds_2, P_1, DP_2, A_0 + Y_1, DY_2)$$

L'offre de travail est donc fonction du taux de salaire présent, du taux de salaire futur (anticipé), des niveaux de prix présent et futur<sup>9</sup>, de

<sup>5</sup> *Ibid.*

<sup>6</sup> Belton FLEISHER, Ronald PARSONS et Richard PORTER, « Assets Adjustments and Labor Supply of Older Workers », in G. Cain et H. Watts (éd.), *Income Maintenance and Labor Supply*, Institute for Research on Poverty Monograph Series, University of Wisconsin, 1973.

<sup>7</sup> Charles METCLAF, « Predicting the Effects of Permanent Programs from a Limited Duration Experiment », *Journal of Human Resources*, Vol. IV, no 4, (automne 1974), pp. 530-555.

<sup>8</sup> Ceci suppose que le taux de prêt est égal au taux d'emprunt et que ce taux est perçu par l'individu comme demeurant constant durant les  $N$  périodes.

<sup>9</sup> Étant donné l'homogénéité de degré zéro de la fonction (4), l'offre de travail peut s'écrire aussi en fonction des variables indépendantes mais cette fois dégonflées par  $P_1$ .

la somme des actifs initiaux et des revenus hors-travail présents, des revenus hors-travail futurs<sup>10</sup> et de la valeur présente d'un dollar futur. Il est important de remarquer (voir équation 3) que cette dernière variable dépend de façon négative de l'âge de l'individu (en supposant que l'espérance de vie est la même pour chaque individu).

Par la différentiation des conditions de premier ordre, on peut montrer que l'offre de travail est plus affectée par une variation permanente de revenus hors-travail que par une variation temporaire de cette variable :

$$(5) \quad \frac{\partial R_1}{\partial Y} = (1 + D) \frac{\partial R_1}{\partial Y_1} \text{ où le membre gauche de l'équation mesure}$$

l'effet sur l'offre de travail présente d'un changement permanent (i.e.  $d Y_1 = d Y_2$ ) de revenu hors-travail, alors que le deuxième terme du côté droit de l'équation représente le même effet, mais cette fois, pour une variation temporaire de revenu ( $d Y_2 = 0$ ). Par exemple, pour un individu faisant face à un taux d'intérêt de 10% et ayant encore 30 années à vivre,  $D$  est égal à 9.3. Ceci signifie que l'effet d'une variation permanente de revenu hors travail serait 10.3 fois égal à l'effet d'une variation transitoire (i.e. pendant une seule période) de cette variable.

Par une analyse similaire, on peut comparer l'effet des variations permanentes et transitoires du taux de salaire :

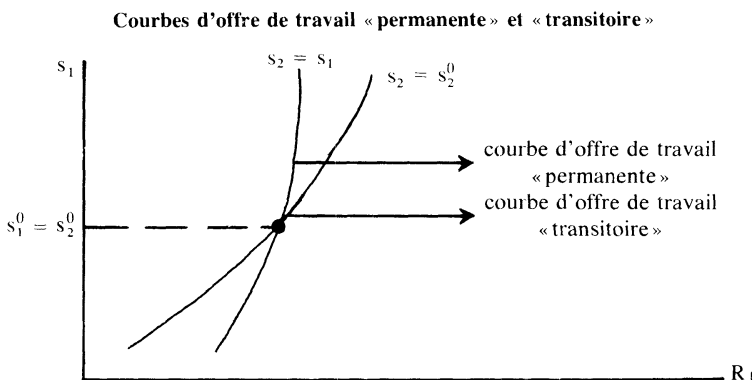
$$(6) \quad \frac{\partial R_1}{\partial s} = \frac{\partial R_1}{\partial s_1} + \frac{\partial R_1}{\partial s_2} = \frac{\partial R_1}{\partial s_1} + \left[ \frac{\partial R_1}{\partial s_2} \right]_{dU=0} + R_2 D \frac{\partial R_1}{\partial Y_1}$$

où  $\frac{\partial R}{\partial s}$ , ( $\frac{\partial R}{\partial s_1}$ ) représente l'effet d'une variation permanente (transitoire) du taux de salaire sur l'offre présente de travail. De l'examen de l'équation (6), on ne peut conclure que l'offre de travail est moins affectée par une variation permanente que par une variation temporaire du taux de salaire: ceci dépend du signe (indéterminé théoriquement) de l'effet d'une variation anticipée de salaire futur sur l'offre présente de travail (i.e.  $\frac{\partial R_1}{\partial s_2}$ ). Cependant, si on suppose, comme le fait Metcalf, que le loisir présent est indépendant du loisir futur ( $\left[ \frac{\partial R_1}{\partial s_2} \right]_{dU=0} = 0$ )

<sup>10</sup> Les revenus hors-travail excluent les revenus provenant des actifs initiaux afin d'éviter une double comptabilité.

alors  $\frac{\partial R_1}{\partial s_2}$  sera négatif à cause de l'effet de revenu. Dans ce cas, une hausse de salaire incitant l'individu à travailler plus d'heures (en supposant, pour les fins de l'exposé, que l'effet de substitution,  $\left. \frac{\partial R_1}{\partial s_1} \right|_{dU=0}$ , est plus grand que l'effet de revenu,  $R_1 \frac{\partial R_1}{\partial Y_1}$ ) augmentera davantage son offre de travail, si la hausse est perçue comme temporaire, que si elle est perçue comme permanente<sup>11</sup>. Ceci peut se représenter graphiquement de la façon suivante :

GRAPHIQUE I



Sur le graphique, la courbe d'offre de travail « permanente » représente les différentes quantités de travail présent offertes pour différents niveaux de salaire permanent (avec  $s_1 = s_2$ ). Cette courbe a une pente plus élevée que la courbe d'offre de travail « transitoire » représentant les différentes quantités de travail présent offertes pour différents niveaux de salaire présent, étant donné que le salaire futur  $s_2$  est constant ( $s_2 = s_2^0$ ).

Il est important de distinguer l'effet d'une variation temporaire de l'effet d'une variation permanente du taux de salaire. En effet, dans le cas étudié ci-haut, le choix du taux de salaire présent comme seule variable de salaire expliquant l'offre de travail aurait pour effet de surestimer l'impact d'une variation de salaire permanente. On suresti-

<sup>11</sup> Si l'effet de substitution était plus petit que l'effet de revenu, une hausse de salaire diminuerait davantage l'offre de travail, si cette hausse était perçue comme permanente plutôt que temporaire.

merait ainsi l'effet des régimes publics sur l'offre de travail, en autant que ceux-ci sont perçus comme permanents<sup>12</sup>.

#### L'OFFRE DE TRAVAIL DANS UN CONTEXTE FAMILIAL

Jusqu'ici on a supposé que l'unité de décision était l'individu. Cette hypothèse, justifiable dans le cas du comportement d'un ménage composé d'un seul individu, est beaucoup plus difficile à accepter pour l'étude du comportement de travail d'un couple (avec ou sans enfants). Il est plus vraisemblable, selon nous, de supposer que les décisions des membres d'une famille concernant l'offre de travail et la consommation de biens et services sont fortement interdépendentes.

Il est bien connu empiriquement<sup>13</sup> par exemple, que le revenu du mari affecte les décisions de travail de l'épouse. Ceci explique en partie pourquoi les femmes noires travaillent plus que les femmes blanches, aux États-Unis.

Théoriquement, cette interaction entre les comportements de travail et de consommation des membres d'une même famille peut se représenter par une fonction de préférence familiale « bien élevée » :

$$(7) \quad U = U(L_m, L_e, X_m, X_e)$$

où  $L_m$  et  $L_e$  représentent respectivement le flux de loisir du mari et de l'épouse et où  $X_m$  et  $X_e$  représentent le flux de biens consommés par le mari et par l'épouse. Pour faciliter l'exposé, on supposera que l'horizon de décision n'est que d'une période et que la famille ne comprend que deux individus. La généralisation à plus d'une période et à plus de deux individus ne pose pas de problèmes. On suppose que la famille se comporte comme si elle maximisait la fonction (7) sujette à la contrainte de budget familial :

$$(8) \quad Y + s_m(T - L_m) + s_e(T - L_e) = PX$$

où  $Y$  représente le flux de revenus familiaux hors-travail, où  $s_m$  et  $s_e$  représentent respectivement les taux de salaire du mari et de l'épouse et où  $PX$  représente la valeur des biens consommés par le ménage. Dans le

<sup>12</sup> La plupart des régimes publics contiennent un taux de taxation implicite et affectent donc le salaire net (i.e. le salaire moins les prestations perdues parce que l'individu travaille) permanent reçu par l'individu. En conséquence, si on surestime l'effet d'une variation de salaire, on surestime aussi l'effet des régimes publics.

<sup>13</sup> Voir par exemple Gary BECKER, « Papers and Proceedings », *American Economic Review*, vol. LXIV, no 2 (1974).



cas où la solution du problème est intérieure (ce qui implique que l'homme et la femme travaillent), on peut dériver simultanément la fonction d'offre de travail de chacun d'eux :

$$(9) \quad R_m = R_m(s_m, s_e, Y, P)$$

$$(10) \quad R_e = R_e(s_m, s_e, Y, P)$$

où  $R_m$  et  $R_e$  représentent les quantités de travail offertes par le mari et l'épouse respectivement. L'analyse de l'effet d'un changement dans le revenu familial hors-travail ainsi que dans le taux de salaire d'un membre de la famille sur l'offre de travail de ce dernier est similaire à l'analyse néoclassique traditionnelle du comportement d'un consommateur. Néanmoins, il y a maintenant une variable de plus dans la fonction d'offre de travail du mari et de la femme, le taux de salaire du conjoint.

Encore cette fois, l'étude de l'effet de cette variable est basée sur la différentiation des conditions de premier ordre. On montre que<sup>14</sup> :

$$(11) \quad \frac{\partial R_i}{\partial s_j} = \left. \frac{\partial R_i}{\partial s_j} \right|_{dU=0} + R_j \frac{\partial R_i}{\partial Y}$$

$$i = m, e$$

$$j = m, e$$

$$i \neq j$$

L'équation (11) décompose l'effet du changement du taux de salaire du mari (de l'épouse) sur l'offre de travail de l'épouse (du mari) en deux effets distincts : l'effet de substitution croisée ( $\left. \frac{\partial R_i}{\partial s_j} \right|_{dU=0}$ ) et l'effet de revenu ( $R_j \frac{\partial R_i}{\partial Y}$ ). Le premier effet est positif, nul ou négatif selon que le loisir du mari est complémentaire, indépendant (du) ou

<sup>14</sup> Voir, par exemple, Marvin Koters. *Income and Substitution Effects in a Family Labor Supply Model*, Rand Corporation, 1966.

substitut au loisir de l'épouse. Le second effet est négatif si l'on admet que le loisir est un bien normal. L'effet net est donc indéterminé théoriquement. Certains auteurs<sup>15</sup> ont supposé que l'effet de substitution croisée était nul. Si tel est le cas, l'effet net du changement du salaire d'un membre de la famille sur l'offre de travail du conjoint est négatif à cause de l'effet de revenu négatif. Dans notre étude, nous n'admettons pas à priori cette supposition; nous allons plutôt la tester à l'aide de nos données empiriques.

Dans un tel modèle, la possibilité d'avoir une solution de coin (l'épouse est absente du marché du travail, par exemple) n'est pas négligeable. Nous tenons compte de ce phénomène en estimant, dans une même équation, la probabilité qu'un individu travaille ainsi que le nombre d'heures travaillées (étant donné le fait qu'il travaille). Les variables de taux de salaires «potentiels» pour les personnes qui n'ont pas travaillé proviennent soit directement du questionnaire soit indirectement de variables instrumentales<sup>16</sup>.

#### Le travail à la maison

Jusqu'ici, nous avons négligé la possibilité qu'un travail productif puisse être accompli à la maison. Ceci ne rend sûrement pas justice aux épouses qui restent à la maison afin d'élever les enfants, de préparer les repas, de faire le lavage... En théorie, il faut tenir compte de façon explicite de cette possibilité, si la valeur du temps de la femme à la maison dépend de variables qui n'ont pas été incluses dans les fonctions d'offre de travail dérivées dans les sections précédentes. Considérons par exemple le cas de deux femmes mariées en tout point identiques (même contrainte du budget, même goûts et même technologie du ménage dans la production de biens à la maison). Cependant, la première femme a un enfant en bas âge, alors que la seconde n'a pas d'enfant. On doit s'attendre en général à ce que la première travaille moins d'heures que la seconde (à moins que cette dernière ne travaille pas), car la valeur du temps de la première est plus élevée, pour un même nombre

---

<sup>15</sup> Par exemple, Glen CAIN, *Married Women in the Labor Force*, Chicago, University of Chicago Press, 1966, et Robert E. HALL, «Wages, Income and Hours of Work in the U.S. Labor Force», in Cain et Watts (éd.), *op. cit.*

<sup>16</sup> Grâce à une technique appropriée (Tobit), nous tenons compte dans la partie économétrique de notre étude de la très forte concentration à zéro de l'offre de travail des femmes de notre échantillon.

d'heures passées à la maison. Cet exemple nous montre qu'on doit tenir compte de l'ensemble des variables affectant la productivité de l'épouse (et dans une moindre mesure, du mari) à la maison, dans l'étude de l'offre de travail des conjoints.

Dans notre étude, on suppose que la productivité des conjoints à la maison est affectée par l'âge des conjoints ( $A_m$  et  $A_e$ ), par le niveau d'éducation des conjoints ( $N_m$  et  $N_e$ ), par le nombre d'enfants présents ainsi que par l'âge respectif de ces derniers.

D'une part, on doit s'attendre à ce que les couples plus âgés soient plus expérimentés et mieux informés, ce qui aurait pour effet d'accroître la productivité marginale de leur temps à la maison ainsi que celle des produits achetés *ceteris paribus*. Cet argument est sûrement plus approprié dans le cas des épouses qui affectent une partie importante de leur temps par année au travail à la maison. D'autre part, à cause des rendements décroissants, de la baisse de rentabilité de l'investissement ainsi que la dépréciation du capital humain avec l'âge, on peut s'attendre à ce que l'effet de l'âge sur la productivité marginale de l'individu à la maison et sur celle des produits achetés décroisse et même puisse devenir négatif à un âge avancé. La relation entre l'âge et la productivité marginale, les deux variables en cause, n'est donc pas linéaire. En fait, Becker<sup>17</sup> et Mincer<sup>18</sup> ont avancé des raisons théoriques suggérant que la relation entre l'âge et la productivité marginale d'un individu au travail (à la maison ou sur le marché du travail) soit concave.

En ce qui concerne l'effet de l'éducation des conjoints, Michael<sup>19</sup> a avancé l'argument selon lequel l'éducation de l'épouse (et dans une moindre mesure de l'époux) accroît l'efficacité de celle-ci, dans la production de services domestiques. L'effet de l'éducation (de même que celui de l'âge) sur l'offre de travail n'est cependant pas déterminé théoriquement. Si une meilleure éducation chez l'épouse a pour effet d'accroître la productivité marginale des produits achetés par rapport à la productivité marginale du temps de celle-ci à la maison<sup>20</sup> (en d'autres mots, si l'éducation de l'épouse lui permet de «sauver du temps»), on doit s'attendre à ce que l'épouse soit incitée, *ceteris paribus*, à travailler une plus grande quantité d'heures sur le marché. Si par ailleurs une meilleure éducation permettait à l'épouse d'accroître

<sup>17</sup> G. BECKER, *Human Capital*, NBER, New York, 1975 (2e éd.).

<sup>18</sup> J. MINCER, *Schooling, Experience and Earnings*, NBER, New York, 1972.

<sup>19</sup> R. MICHAEL, *The Effect of Education on Efficiency in Consumption*, NBER, New York, 1972.

<sup>20</sup> On suppose, pour simplifier, que l'éducation de l'épouse n'affecte pas la productivité marginale du temps de l'époux à la maison.

la productivité marginale de son temps à la maison relativement à celle des produits achetés (en d'autres mots, si l'éducation lui permettait de «sauver des produits achetés»), l'épouse serait incitée à travailler moins d'heures sur le marché et plus d'heures à la maison.

L'analyse entreprise ici à propos de l'effet de l'éducation (et de l'âge) sur l'offre de travail est partielle, en ce sens qu'elle étudie cet effet à un taux de salaire donné. Bien sûr, l'éducation, puisqu'elle constitue un investissement en capital humain, affecte le taux de salaire. En conséquence, un niveau plus élevé d'éducation chez un individu affecte non seulement la valeur de son temps à la maison, mais aussi la valeur de son temps sur le marché. Si cette dernière s'accroît à un niveau plus élevé que la première valeur (pour une quantité constante de travail), lorsque le niveau d'éducation de l'individu s'accroît, alors celui-ci sera incité à travailler plus sur le marché. Dans le cas contraire, il travaillera moins. Empiriquement, on observe plutôt la première possibilité<sup>21</sup>.

Dans une analyse économétrique de l'offre de travail dans laquelle sont incluses (entre autres), comme variables explicatives le taux de salaire ainsi qu'une variable reflétant le niveau d'éducation, le coefficient associé à la variable éducation reflète bien sûr l'effet partiel de l'éducation sur l'offre de travail (c'est-à-dire à un taux de salaire donné). En autant que l'éducation affecte le taux de salaire, il y aura cependant présence de multicollinéarité, ce qui aura pour effet de diminuer la précision des estimateurs ainsi que la puissance des tests. En autant, cependant, qu'on peut considérer le taux de salaire comme une variable prédéterminée (déterminée en partie par l'éducation passée), ceci ne biaisera pas les coefficients<sup>22</sup>.

Finalement, en ce qui concerne l'effet du nombre d'enfants présents ainsi que leur âge respectif sur l'offre de travail des parents, on peut s'attendre à ce que la valeur du temps de la femme (et dans une moindre mesure, du mari) soit, *ceteris paribus*, d'autant plus élevée que le nombre d'enfants est élevé et qu'ils sont en bas âge. Gramm<sup>23</sup> a démontré mathématiquement, dans le cadre d'un modèle similaire au nôtre, que l'accroissement du nombre d'enfants d'âge K dans un

---

<sup>21</sup> Voir par exemple l'étude de A. LEIBOWITZ, « Education and the Allocation of Women's Time », in F. T. Juster (éd.), *Education, Income and Human Behavior*, NBER, New York, 1975.

<sup>22</sup> La même analyse peut s'appliquer à l'effet de l'âge sur l'offre de travail.

<sup>23</sup> W. GRAMM, « Household Utility Maximization and the Working Wife. *American Economic Review*, vol. LXV, mars 1975.

ménage, incitera l'épouse à travailler moins, dans le cas où cet accroissement produit une hausse de la productivité marginale du temps des deux conjoints à la maison ainsi que celle des biens achetés et que la hausse de la productivité marginale du temps de l'épouse à la maison est « suffisamment » élevée<sup>24</sup>. De plus, il montre que si la productivité du temps de la femme à la maison décroît « suffisamment » lorsque l'âge d'un enfant s'accroît, alors l'épouse avec des enfants en bas âge travaillera moins sur le marché que celle dont les enfants sont plus âgés (pour un même nombre d'enfants).

Les équations d'offre de travail des conjoints dans le cadre d'un horizon d'une période deviennent donc :

$$(12) \quad R_i = R_i(s_m, s_e, Y, P, A_m, A_e, N_m, N_e, E, a)$$

$$i = m, e$$

où  $E$  représente le nombre d'enfants et  $a$  un vecteur de variables concernant l'âge des enfants.

Dans un tel modèle, l'effet d'une variation (infinitésimale) du taux de salaire du conjoint  $i$  sur l'offre de travail du conjoint  $j$  ( $j =$  ou  $\neq i$ ) est donné par une expression semblable à l'équation (11).

Avantages pécuniaires et avantages non-pécuniaires liés au travail

Il est bien connu, depuis Adam Smith<sup>25</sup>, que dans une économie où tous les travailleurs posséderaient des capacités, des goûts et une mobilité identiques ainsi qu'une information identique sur les différents emplois, les différentiels de taux de salaire d'un emploi à l'autre ne feraient que compenser les différences de caractéristiques de ces emplois afin de rendre ceux-ci également intéressants. En d'autres mots, les différentiels de taux de salaire, dans une telle économie, permettraient d'égaliser les avantages nets associées à chaque emploi. Ainsi, ces différentiels de taux de salaire compenseraient pour les différences d'avantages non-pécuniaires et d'avantages pécuniaires (autres que le salaire), de coûts de formation, de risques, ... entre ces emplois. On comprend que la variation de l'offre de travail, d'un individu à l'autre, ne dépendrait aucunement des variations de taux de salaire. En effet, ces varia-

<sup>24</sup> *Ibid*, Nous restons volontairement vagues en employant le terme « suffisamment » afin de ne pas alourdir l'exposé.

<sup>25</sup> A. SMITH, *The Wealth of Nations*, Pelican Books, Great Britain, 1970, livre I, pp. 201-246.

tions ne feraient qu'égaliser les avantages nets des emplois de ces individus.

Cependant, il n'est pas réaliste de croire que toute différence de salaire d'un individu à l'autre est « compensatrice ». Les différences de coûts de mobilité, de capacité intellectuelle, de motivation et de goûts entre les individus, de même que la présence de barrières à l'entrée dans certains secteurs, créent aussi des divergences de salaires entre les travailleurs. En d'autres mots, l'existence de différentiels de salaire provient, en partie du moins, de la présence de groupes non-compétitifs sur le marché du travail. On peut donc supposer que la persistance d'une demande plus intense de travailleurs pour un emploi donné plutôt que pour un autre ne produit pas nécessairement une entrée de travailleurs dans ce dernier emploi jusqu'à ce qu'il y ait égalisation des avantages nets dans les deux emplois. Cette supposition nous permet de justifier l'estimation d'une courbe d'offre de travail à l'aide de données de coupe transversale sur différents travailleurs.

Dans le modèle à estimer, on devrait théoriquement tenir compte non seulement des avantages pécuniaires, mais aussi des avantages non-pécuniaires associés à l'emploi de l'individu afin d'expliquer son offre de travail. À cette fin, nous avons choisi d'utiliser comme variables d'approximation une série de variables muettes indiquant la nature de l'emploi (non-spécialisé, semi-spécialisé, spécialisé et emploi de bureau). De plus, afin de tenir compte des différences de goûts des travailleurs des régions urbaines et rurales, de même que des différences d'avantages non-pécuniaires associés aux emplois caractéristiques de ces différentes régions, nous avons ajouté des variables muettes indiquant la région dans laquelle habite l'individu (région de Montréal, de Québec, du Saguenay, des Bois-Francs et de l'Outaouais<sup>26</sup>).

#### L'offre de travail et les régimes publics

##### TAXATION ET AIDE SOCIALE

Sous un régime (provincial et fédéral) de taxation sur le revenu et un régime d'aide sociale, la contrainte budgétaire des ménages est modifiée. Celle-ci s'écrit maintenant (dans un modèle à une période):

$$(13) \quad Y_d = Y_n + s_m (T - L_m) + s_e (T - L_e) - T \quad (S_m, S_e, Y_n, F) = PX$$

<sup>26</sup> On peut aussi interpréter ces variables comme des variables de demande de travail par occupation et par région.

où  $Y_d$  = revenu disponible

$Y_n$  = revenus hors-travail autres que les prestations d'aide sociale avant taxes

$T = T(S_m, S_e, Y_n, F)$  = le montant total de taxes nettes (taxes moins prestations d'aide sociale)<sup>27</sup>

$S_m$  = revenus de travail du mari, avant taxes =  $s_m (T - L_m)$ <sup>28</sup>

$S_e$  = revenus de travail de l'épouse, avant taxes =  $s_e (T - L_e)$

$F$  = vecteur de caractéristiques de la famille, affectant le montant de taxes nettes

La fonction de taxes nettes,  $T(\cdot)$ , définit le montant des taxes sur le revenu moins le montant des prestations (brutes) reçues par le ménage<sup>29</sup>, correspondant à chaque niveau de  $S_m$ , de  $S_e$  et de  $Y_n$ , ainsi qu'à un ensemble donné  $F$  de caractéristiques du ménage (v.g. nombre de personnes à charge, famille mono ou biparentale, etc...), affectant le montant de taxes nettes que les deux conjoints doivent déboursier<sup>30</sup>.

En présence d'une fonction de taxe nette non proportionnelle (i.e. progressive ou régressive), le taux de salaire marginal net de taxes d'un conjoint peut varier avec l'offre de travail de chaque conjoint. En effet, le taux marginal de taxation peut varier en fonction du revenu brut de travail de chaque conjoint. Ici le taux de salaire net n'est donc pas « donné » mais constitue une variable de choix de l'individu ou du conjoint. En effet, on peut considérer que l'individu détermine simultanément son offre de travail et son taux de salaire marginal net, afin de maximiser une fonction d'utilité (étant donné cependant un taux de salaire brut supposé fixe). Exprimé d'une autre façon, on dira que l'existence d'un système de taxation (nette) non proportionnelle confère au conjoint une sorte de pouvoir monopolistique, en ce sens qu'il lui procure une certaine « discrétion » dans le choix de son taux de salaire marginal net. Dans un tel cas, la fonction d'offre de travail n'existe pas, à proprement parler. Si on régresse l'offre de travail sur le taux de salaire net et sur les revenus hors travail  $Y_n$ , on fait face à un problème de biais d'équations simultanées puisque l'offre de travail affecte le taux de salaire net.

<sup>27</sup> La fonction  $T(\cdot)$  est définie ici comme s'il existait un système d'impôt négatif sur le revenu. Ainsi, une famille pourrait recevoir plus en prestations d'aide sociale qu'elle n'aurait d'impôt (ordinaire) à payer sur son revenu.

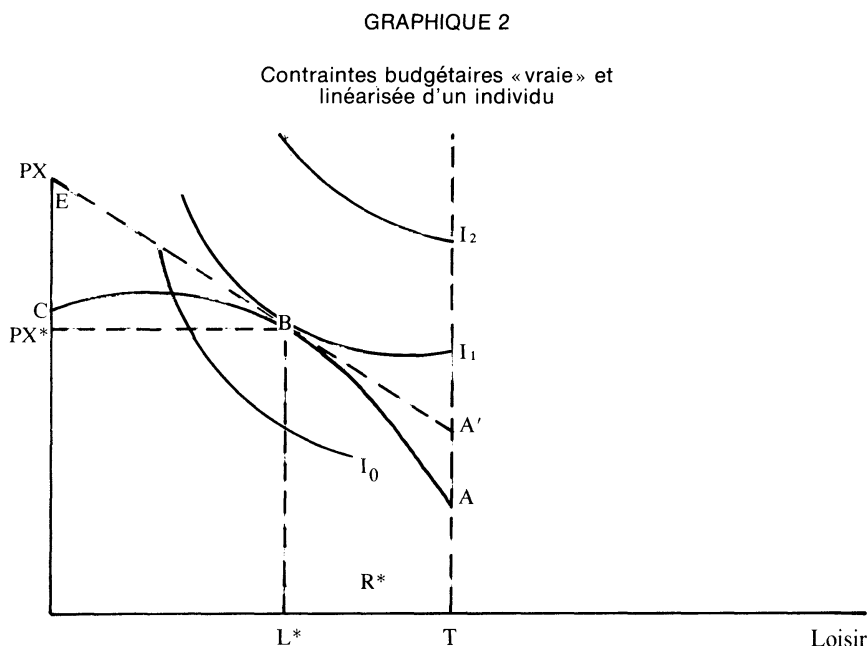
<sup>28</sup>  $s_m$  et  $s_e$  représentent des taux de salaire *bruts* (i.e. avant taxes).

<sup>29</sup> Théoriquement, on devrait aussi inclure comme source de revenu disponible la valeur des flux de services gouvernementaux consommés par le ménage.

<sup>30</sup> Bien sûr, ce montant de taxes peut devenir négatif si le montant des prestations est plus élevé que le montant des taxes.

Étant donné les problèmes analytiques et économétriques que poserait l'estimation d'une équation d'offre de travail, nous avons adopté une procédure suggérée par Hall et Diewart<sup>31</sup>, soit celle de la linéarisation de la contrainte budgétaire. L'idée de base de cette procédure est simple: on sait qu'il est possible d'approximer toute fonction concave différentiable par une fonction linéaire. Il s'agit ici de remplacer la contrainte de budget qui établit, dans le cas d'un système de taxation nette progressif, une relation non-linéaire entre le loisir d'un conjoint et le niveau de consommation  $PX$ , par une nouvelle contrainte de budget qui sera maintenant linéaire. La linéarisation de la contrainte de budget se fait autour du point d'équilibre ( $L_m^*$ ,  $L_e^*$ ,  $X^*$ ), de sorte que la maximisation de la fonction d'utilité du ménage sujette à la contrainte de budget «linéarisée», constitue un problème formellement identique à celui de la maximisation de la même fonction d'utilité mais cette fois sujette à la «vraie» contrainte de budget (13).

Ceci peut se représenter graphiquement, dans le cas d'un ménage d'un seul individu, de la façon suivante:



<sup>31</sup> Walter E. DIEWART, *Choice on Labour Markets and the Theory of Allocation of Time*, mimeo. Ministère de la Main-d'œuvre et de l'Immigration, Canada, 1971.



Sur ce graphique, la vraie contrainte budgétaire est donnée par la courbe TABC; cette courbe est concave<sup>32</sup> dû au fait qu'une hausse de travail diminue le taux de salaire marginal net (donné par la pente de la tangente en chaque point de la courbe). Au point B, correspondant à un niveau de loisir  $L^*$  et un revenu disponible de  $PX^*$ , l'individu atteint la courbe d'indifférence la plus élevée, étant donné sa contrainte budgétaire. La contrainte budgétaire linéarisée autour de B est donnée par la droite  $A'BE$ . Il est clair que la maximisation de la fonction d'utilité de l'individu, sujette à cette nouvelle contrainte  $A'BE$ , conduit l'individu au même point d'équilibre que si sa contrainte budgétaire est donnée par la courbe TABC, c'est-à-dire le point B.

L'équation de la contrainte budgétaire linéarisée, dans le cas d'une famille à deux conjoints, est donnée par:

$$(14) \quad s_m^* (T - L_m) + s_e^* (T - L_e) + Y_n^* = PX$$

où:

$$s_m^* = s_m \cdot (1 - \tau_m^*)$$

$$s_e^* = s_e \cdot (1 - \tau_e^*)$$

$$Y_n^* = Y_n - T(S_m^*, S_e^*, Y_n, F) + s_m(T - L_m^*)\tau_m^* + s_e(T - L_e^*)\tau_e^*$$

$$\tau_m^* = \left. \frac{\partial T}{\partial S_m} \right|_{S_m^*, S_e^*, Y_n, F}$$

$$\tau_e^* = \left. \frac{\partial T}{\partial S_e} \right|_{S_m^*, S_e^*, Y_n, F}$$

En mots, on suppose que chacun des conjoints fait face à un taux de salaire paramétrique donné par son taux de salaire marginal net d'équilibre, solution du problème de la maximisation de la fonction d'utilité sujette à la contrainte (13), et que le revenu hors-travail,  $Y_n^*$ , reçu par la famille est égal au vrai revenu hors-travail avant taxes, mais

<sup>32</sup> Sur le graphique, la courbe TABC est différentiable, ce qui implique que le taux marginal de taxation net croît continuellement avec la hausse du revenu imposable. En fait, ceci n'est pas le cas, puisque le taux marginal de taxation net demeure constant entre deux «brackets» de taxation. En conséquence, la courbe TABC n'est pas différentiable partout en réalité: elle est constituée de segments de droite à pente différente. La substitution de la courbe TABC par un ensemble de segments de droite reliés ne modifie pas l'analyse si on suppose qu'à l'équilibre le revenu brut de l'individu n'est pas «trop près» d'un point de changement de taux de taxation. (Voir DIEWART, *op. cit.*, pour l'analyse du cas où le revenu brut de l'individu, à l'équilibre, tombe juste sur un tel point).

ajusté pour la différence entre ce que la famille paierait en taxes si les revenus de travail étaient entièrement taxés aux taux marginaux d'équilibre ( $\tau_m^*$  et  $\tau_e^*$ ) et ce qu'elle paie effectivement en taxes.

On peut aisément vérifier que les conditions de premier ordre de la maximisation de la fonction d'utilité sujette à (14) sont exactement les mêmes que celles de la maximisation de la même fonction sujette à (13). La solution des conditions de premier ordre pour  $R_m$  et  $R_e$  nous conduit aux quasi-fonctions d'offre de travail suivantes :

$$(15) \quad R_i = R_i^* (s_m^*, s_e^*, Y_n^*) \\ i = m, e$$

On obtient le montant total de taxes nettes ainsi que les taux marginaux de taxation nettes d'équilibre pour chaque conjoint grâce à l'information obtenue dans notre questionnaire ainsi qu'à l'aide d'un programme informatique à cet effet.

#### OFFRE DE TRAVAIL ET ASSURANCE-CHÔMAGE

On peut se demander pourquoi nous avons choisi de discuter de l'effet de l'assurance-chômage sur l'offre de travail des ménages dans une section particulière, plutôt que d'avoir intégré cette discussion à la section précédente. En effet, à première vue, on serait tenté d'avancer que l'assurance-chômage produit un effet tout à fait similaire à l'aide sociale sur l'offre de travail. D'une part, elle diminue le coût alternatif de demeurer en chômage; en conséquence elle implique, comme l'aide sociale, un taux de taxation implicite sur le revenu de travail. Ce taux de taxation incite les conjoints à substituer le chômage au travail et à diminuer en conséquence l'offre de travail. D'autre part, l'assurance-chômage, tout comme l'aide sociale, accroît le revenu de ceux qui en bénéficient. En autant que le loisir est un bien normal, les prestataires seront incités à « se payer » plus de loisir avec le revenu additionnel perçu (effet de revenu négatif sur l'offre de travail).

En fait, l'analyse des effets de l'assurance-chômage sur l'offre de travail dépend de façon essentielle de la façon dont le chômage est incorporé dans le modèle. Les prédictions de comportement de travail, dans le cadre d'un modèle où le chômage est une variable de choix et est constitué de loisir pur, seront tout-à-fait différentes de celles d'un modèle où le chômage est exogène à l'individu et n'est pas entièrement constitué de loisir (coûts psychologiques, prospection active d'emploi...).

Les discussions récentes sur les effets désincitatifs de l'assurance-chômage réfèrent au modèle de «loisir chôme» volontaire. Nous ne sommes pas sûr à priori que ce modèle est très pertinent pour le comportement de travail des familles à faible revenu pour plusieurs raisons. En premier lieu, le loisir constitue possiblement un bien de luxe pour une famille qui a de la difficulté à «joindre les deux bouts»<sup>33</sup>. Plus généralement, le modèle sous-estime les coûts associés à une période de chômage volontaire pour deux raisons principales. D'une part, dans la mesure où l'individu perd ses droits d'ancienneté et, plus généralement, les rendements de son investissement faits dans le passé en formation spécifique à l'emploi qu'il détenait, une période de chômage peut être très coûteuse en terme de perte de revenus futurs. De plus, une période de «loisir chôme» sera possiblement suivie d'une période plus ou moins longue de chômage de prospection d'emploi qui peut aussi être coûteuse pour l'individu. L'hypothèse que tout le chômage constitue du loisir ne nous semble pas non plus très réaliste, en particulier pour la main-d'œuvre adulte de sexe masculin. Les coûts psychologiques supportés par les chômeurs, lorsqu'ils se voient refuser systématiquement les emplois qu'ils sollicitent, ne sont aucunement pris en compte dans un tel modèle. Finalement, les raisons de chômage dans notre échantillon sont à 95% liées à la mise à pied plutôt qu'au départ volontaire. Nous croyons qu'une approche mettant l'accent sur les coûts associés au chômage serait plus réaliste.

#### UN MODÈLE DE CHÔMAGE AVEC RÉVISION DES PLANS DE TRAVAIL

Dans le modèle utilisé<sup>34</sup>, on suppose que l'individu sans emploi compare les coûts et les bénéfices de s'engager dans une période de prospection d'emploi. Les bénéfices d'une telle période dépend de la probabilité de trouver un emploi, de la possibilité de recevoir des prestations d'assurance-chômage, du montant de ces prestations dans le cas où l'individu peut en recevoir, de la durée attendue de l'emploi et du taux d'escompte. Les coûts sont constitués des dépenses de prospection (frais de transport, achat de journaux,...) ainsi que de la valeur du loisir perdu. Si les bénéfices sont plus élevés que les coûts, l'individu s'engage dans une période de prospection d'emploi. On sup-

<sup>33</sup> Formellement, on peut dériver ce résultat en ajoutant une contrainte de «revenu de subsistance» dans le problème de la maximisation de la fonction de préférence de l'individu.

<sup>34</sup> Le fondement théorique du modèle a été élaboré par Samuel REA «*Unemployment and the Supply of Labor*», *Journal of Human Resources*, printemps 1974, pp. 279-289.

pose que le taux de salaire auquel l'individu fait face est fixe et ne peut être accru (ou abaissé) par une période de recherche intensive et/ou extensive. Étant donné l'existence du salaire minimum légal ainsi que la résistance observée empiriquement<sup>35</sup> des chômeurs à diminuer leur taux de salaire de réserve (i.e. le taux de salaire minimum qu'ils exigent pour accepter un emploi), cette hypothèse nous semble réaliste. Étant donné que l'individu s'engage dans une période de prospection d'emploi, la longueur de celle-ci dépend des conditions du marché et est par conséquent exogène à l'individu.

Ce modèle n'impose pas cependant une adéquation parfaite entre le temps déclaré de chômage et le temps de prospection d'emploi. Une partie de la période de chômage peut être constituée de temps de loisir. De façon plus formelle, on suppose que l'individu maximise une fonction d'utilité  $U(L, X)$  sujette aux contraintes suivantes:

$$(16) \quad s(T - L_o - Z) + p \cdot s \cdot Z^* + Y = P \cdot X$$

et

$$(17) \quad L = L_o + g(Z)$$

où  $L$  = la quantité totale de loisir. Elle est constituée de loisir pur,  $L_o$ , et de « loisir chôme »,  $g(Z)$ , où:

$Z$  = durée totale de la période de chômage.

$Z^*$  = durée de la période de chômage pendant laquelle l'individu reçoit des prestations d'assurance-chômage (égales à une proportion  $p$  du taux de salaire  $s$ ). Les autres variables ont déjà été définies.

À partir des conditions de premier ordre de ce problème de maximisation, on peut dériver l'équation d'offre de travail de l'individu (en l'absence de solution de coin):

$$(18) \quad R = R(s, P, Z, Y + p s Z^*)$$

Dans ce modèle, une hausse de salaire produit non seulement une hausse du revenu de travail (pour  $R$  donné) mais aussi une hausse des prestations d'assurance-chômage pendant la période d'éligibilité aux prestations, en raison du fait que le montant de celles-ci est proportionnel au taux de salaire (hebdomadaire). À cause de cet effet de

<sup>35</sup> L'étude bien connue de Hirschel Kasper rapporte que le taux de salaire de réserve des travailleurs de l'échantillon utilisé ne diminuait en moyenne que de .3 pour-cent par mois additionnel de chômage. voir H. Kasper, « The Asking Price of Labor and the Duration of Unemployment », *Review of Economics and Statistics*, vol. 49, no 2 (mai 1967), pp. 165-172.

revenu, l'introduction d'un régime d'assurance-chômage a pour effet dans ce modèle de diminuer l'offre de travail des travailleurs qui subissent une période de chômage pendant la période considérée.

Par ailleurs une hausse de la durée de la période de chômage produit un effet de revenu et un effet de substitution. L'effet de revenu s'explique par le fait que la hausse de chômage diminue la quantité de loisir maximum que l'individu peut s'offrir sur l'ensemble de la période alors que l'effet de substitution provient du fait qu'une partie de la hausse du chômage est constituée de temps de loisir. On montre<sup>36</sup> que l'effet de revenu accroît l'offre de travail alors que l'effet de substitution la diminue.

## CONCLUSIONS

- 1) Le modèle d'offre de travail élaboré ci-dessus fait dépendre l'offre de travail d'un individu<sup>37</sup> de son taux de salaire marginal net (présent et futur), de celui de son conjoint, des revenus hors travail présents et futurs corrigés (incluant les revenus d'actifs), du niveau d'éducation et de l'âge présent de chaque conjoint, du nombre d'enfants et de leur âge respectif, de l'occupation de l'individu, de la région dans laquelle il demeure et enfin de la durée de chômage de chacun des conjoints.
- 2) Le questionnaire de notre enquête a été élaboré de façon à pouvoir obtenir le vecteur de chacune des variables entrant dans le modèle. Les variables se rapportant au futur se basent sur les anticipations de l'individu.
- 3) L'insistance mise sur la dérivation formelle de notre modèle nous permet de dériver de façon rigoureuse les élasticités de revenu et de substitution impliquées.
- 4) Différentes méthodes économétriques (variables instrumentales, Tobit,...) ont été utilisées afin de réduire les biais dans nos estimateurs.
- 5) L'estimation de notre modèle nous permettra de faire des simulations sur les effets de différents régimes publics sur l'offre de travail.

---

<sup>36</sup> Voir S. REA, *opus. cit.*, p. 281.

<sup>37</sup> Dans le cas d'une famille bi-parentale.

## **A Model of Labor Supply of Low-Income Families in Quebec**

The purpose of this article is to present some methodological aspects (sampling and model building) of a research undertaken by the authors and others on the work behaviour of low-income families of Quebec. It gives also a summary of the principal characteristics of our sample of 510 families. Our model is based on the neoclassical theory of labour supply and possesses the following characteristics:

1) it is intertemporal, 2) it is intrafamilial; it takes into explicit account of 3) the work at home of husband and wife 4) the nonpecuniary advantages of market work 5) the public regimes like income taxation, social assistance and unemployment insurance.

### **L'AMÉNAGEMENT DES TEMPS DE TRAVAIL**

#### **L'horaire variable et la semaine comprimée**

Introduction, Jean BOIVIN et Jean SEXTON — Les formes d'aménagement des temps de travail, Laurent BELANGER — L'horaire variable : anarchie ou désordre organisé, Marie-Claire BOUCHER — L'horaire variable : quelques conséquences, Jean-Pierre HOGUE — L'horaire variable : quelques expériences vécues, Gérard LEDUC, Jean-Claude BEAULIEU — La semaine comprimée de travail : progrès ou anachronisme, Bernard TESSIER — Les horaires comprimés et l'adaptation du travail à l'homme, Florian OUELLET — La semaine comprimée : quelques expériences vécues, Paul DEAMEN, Jean MERRILL — Réactions gouvernementales et syndicales, Jean BEAUDRY, Jean-Louis HARGUINDEGUY, Réal MIREAULT, L.-P. LEVAC — Prendre le temps de vivre . . . , Jacques DE CHALENDAR — Bibliographie Annexe A : Terminologie et technique de l'horaire variable — Annexe B : L'enregistrement du temps par la méthode du totalisateur — Annexe C : Mémoire du Congrès du travail du Canada à la Commission d'enquête sur la modification ou la compression de la semaine de travail, 26 septembre 1972, Ottawa.

1 volume, 337 pages — Prix : \$7.00

**LES PRESSES DE L'UNIVERSITÉ LAVAL**

**Cité Universitaire**

**Québec, P.Q., Canada G1K 7R4**